DOLARIZACIÓN EN LA AMÉRICA LATINA: Una cuantificación de las elasticidades de sustitución entre monedas

Author(s): Marco A. Baquero Latorre

Source: *El Trimestre Económico*, Julio-Septiembre de 2000, Vol. 67, No. 267(3) (Julio-Septiembre de 2000), pp. 337-353

Published by: Fondo de Cultura Económica

Stable URL: https://www.jstor.org/stable/20857030

DOLARIZACIÓN EN LA AMÉRICA LATINA
Una cuantificación de las elasticidades de sustitución entre monedas

Marco A. Baquero Latorre

Resumen

En esta investigación se cuantifica el grado de sustitución entre moneda nacional y extranjera, como complemento a los indicadores tradicionalmente utilizados para medir la dolarización de una economía (es decir, depósitos en moneda extranjera respecto al agregado monetario amplio $M2$). La evidencia de varios países latinoamericanos muestra que a pesar de que en algunos de ellos se han implantado exitosos programas de estabilización la dolarización no se ha reducido.

Los resultados encontrados indican que, con excepción de Chile y Perú, los países latinoamericanos seleccionados tienen una composición de las demandas de saldos reales nacional y extranjero similares, de alrededor de 50%. La prueba estadística empleada muestra que las tenencias de saldos reales en moneda extranjera generan utilidad al consumidor por medio de la reducción de los costos transaccionales. En todos los casos estudiados se observa cierta inelasticidad de los saldos reales relativos nacionales ante cambios en su precio. Los rangos estimados de las elasticidades se ubican entre 0.41 y 0.62. Estos resultados podrían estar relacionados con la estabilidad de la demanda de saldos reales nacionales, lo cual indicaría que los países analizados presentan fenómenos de sustitución de activos, en lugar de sustitución de monedas.

Abstract

This paper measures the degree of sustitutability between domestic and foreign currencies, as a complement to the typical indicators used to measure the magnitude of dollarization of an economy (i.e. the ratio of foreign deposits to the money supply). The empirical evidence of many Latin American countries shows that, despite the success of the macroeconomic stabilization programs launched in some of these countries, the degree of dollarization has not been reduced.

The empirical findings demonstrate that, with exception of Chile and Peru, the selected Latin American countries have a composition of domestic and foreign currencies close to 50%.

The econometric test used indicate that the foreing currency generate util-

ity to the consumer through the reduction of transaction costs. All countries present some inelasticity of relative real domestic balances when its relative price changes: the estimated elasticities values are between 0.41 and 0.62. These results could be related to the stability of the domestic money demand, and would suggest *asset substitution* processes instead of *currency substitution* events.

Introducción

El estudio de los fenómenos de *sustitución de moneda* o, en sentido amplio, de dolarización[1] cobró importancia hacia fines del decenio de los setenta, cuando se abandonó el sistema de tipos de cambio fijos y se adoptaron sistemas cambiarios flexibles. La bibliografía de la sustitución de moneda afirma que la demanda de saldos reales nacionales y extranjeros dependerá de los rendimientos esperados de cada tipo de moneda. La implicación de esta hipótesis es que el grado de sustitución entre monedas aumenta cuando se tienen tipos de cambio flotantes, pues con este régimen el riesgo cambiario es mayor y, por tanto, también el de mantener moneda nacional. Así, en un contexto de sustitución de moneda en sentido estricto la demanda de dinero nacional se torna aún más sensible ante cambios en el costo de oportunidad relativo de las monedas. Entonces el argumento clásico (mayor independencia de la política monetaria) para la adopción de un sistema cambiario flexible se debilita cuando la elasticidad de sustitución entre monedas es alta.[2] En la misma dirección, Almansi (1997) demuestra cómo en una economía con perfecta sustitución de monedas y tipo de cambio flotante, el nivel general de precios (P) queda indeterminado, debido a las decisiones aleatorias de recomposición de cartera de los agentes, por lo cual el sistema cambiario adecuado es el tipo de cambio fijo.[3]

[1] Un concepto amplio es el propuesto por Calvo y Végh (1992), quienes señalan que la dolarización es cualquier proceso en el que el dinero extranjero remplaza al nacional en cualquiera de sus tres funciones. Otra distinción que se hace dentro del tema de la dolarización es entre sustitución de moneda y sustitución de activos. La primera se refiere a fenómenos de sustitución de moneda debido a motivos de transacción; en tanto que la sustitución de activos resulta de consideraciones de riesgo y rentabilidad de los activos internos y extranjeros.

[2] Rogers (1990) en un análisis teórico sostiene que en una economía con un sistema de cambio flotante y sustitución de moneda la política monetaria pierde efectividad para aislar los efectos de choques exógenos internacionales.

[3] Si se supone un mercado monetario que coexiste con dos monedas, la ecuación que equilibra este mercado es: $M + EF = mP$, en la que M es la oferta monetaria nominal interna, E representa

Sin embargo de esta conclusión a favor de un sistema de tipo de cambio fijo, con un entorno de sustitución de activos, un sistema cambiario flexible puede ser adecuado. El argumento es que la sustitución de activos, a diferencia de la sustitución de monedas, no tiene que afectar forzosamente la demanda de dinero en su definición más estrecha, puesto que la sustitución de activos es resultado de las decisiones de los agentes económicos en cuanto a la composición de su cartera de inversión (es decir, activos nacionales y/o extranjeros), en función de consideraciones de riesgo y rentabilidad. Así, la posibilidad de diversificar la cartera entre inversiones en moneda nacional y extranjera en la banca local o en depósitos en divisas en el extranjero genera una mayor movilidad del capital, haciendo que estas opciones de inversión sean sustituibles entre sí y, por tanto, vinculando las tasas de interés nacionales y extranjeras. Este vínculo entre las tasas de interés dificulta a la autoridad monetaria su gestión, por ejemplo, en el control de las tasas de interés nacionales. Así, al adoptar un tipo de cambio flexible se permite mayor independencia en el manejo de la política monetaria (Baliño, Bennett y Borensztein,1997).

Varios países latinoamericanos[4] muestran elevada dolarización en los depósitos en el sistema bancario; a pesar de que en varios de ellos se han ejecutado exitosos programas de estabilización, la dolarización no se ha reducido.[5] Un ejemplo de este fenómeno se observa en Uruguay, Argentina, Perú y Bolivia. En el caso de Ecuador, la tendencia de los depósitos en moneda extranjera respecto al agregado monetario amplio $M2$ muestra un comportamiento explosivo a partir de 1994, para alcanzar en 1999 un valor de alrededor de 35 por ciento.

el tipo de cambio nominal, F son los saldos reales en moneda extranjera, m es la demanda interna por saldos reales y P el nivel general de precios. Despejando P y utilizando la ecuación del tipo de cambio real $E = eP$, en la que e se refiere al tipo de cambio real, se obtiene $P = M/(m - eF)$. Entonces con un sistema cambiario flexible, fijar la cantidad nominal de dinero nacional (M) por parte del banco central ya no es suficiente para fijar P, pues su comportamiento dependerá también de las decisiones de los agentes para mantener saldos reales en moneda extranjera (F), que no son controladas por la autoridad monetaria (Almansi, 1997).

[4] Calvo y Rodríguez (1977), Ortiz (1983), Canto (1985), Ramírez-Rojas (1985), Márquez (1987), Melvin (1988), Cuddington (1989), entre otros, investigan los determinantes de la sustitución de moneda en los países menos desarrollados.

[5] En la bibliografía de la sustitución de moneda este fenómeno se denomina "histéresis". Uribe (1994), Guidotti y Rodríguez (1991), y Calvo y Végh (1992), entre otros, estudian este fenómeno.

Entre los factores que explican los fenómenos de dolarización en los países latinoamericanos se consideran los siguientes: la inestabilidad macroeconómica, escaso desarrollo de los mercados financieros, falta de credibilidad en los programas de estabilización, globalización de la economía, países con trayectoria de alta inflación (en ellos se observa que, durante las fases iniciales de la dolarización, la moneda extranjera es utilizada como depósito de valor y unidad de cuenta, mientras que en las etapas últimas, es decir con hiperinflaciones, es utilizada como medio de cambio). Los factores institucionales (eliminación de las restricciones a la tenencia de moneda extranjera en el sistema financiero, reducción de los controles al movimiento del capital, etc.) han desempeñado un papel importante en los procesos de dolarización en los países menos desarrollados (Savastano, 1992).

Giovannini y Turtelboom (1992) presentan una revisión detallada de los modelos utilizados para investigar el fenómeno de la sustitución de moneda, quienes los clasifican en tres tipos: *i*) los modelos de *Cash in Advance*, *ii*) los modelos de costos de transacción y *iii*) los modelos *ad hoc*. En síntesis, los modelos de *Cash in Advance* sirven para explicar el uso de distintas monedas como unidades de cambio, pero no como depósito de valor. En estos modelos la sustitución de moneda se analiza suponiendo que los agentes consumen bienes nacionales (C) y extranjeros (C^*); para consumir cada uno de éstos requieren contar con saldos de moneda nacional (m/p) y extranjera (m^*/p^*), respectivamente. Cuando C y C^* son altamente sustituibles la elasticidad de sustitución entre m/p y m^*/p^* es grande, lo cual aumenta la volatilidad del tipo de cambio nominal.[6]

Los modelos de costo de transacción explican la tenencia de saldos reales por motivos de depósito de valor: los agentes satisfacen sus requerimientos de liquidez mediante la venta de bonos (nacionales y extranjeros) que mantienen en su cartera, pero esta transformación de activos (de bonos a dinero) tiene un costo transaccional, por lo que mantener saldos reales (nacionales o extranjeros) dentro de la composición de cartera permite reducir este costo de transacción. Así, el grado de sustitución entre monedas depende fundamental-

[6] Kareken y Wallace (1994) encuentran que la presencia de sustitución de moneda produce indeterminación del tipo de cambio nominal, es decir equilibrios múltiples.

mente de los costos de transacción de cada moneda. Estos modelos son útiles para explicar fenómenos de dolarización en países en donde los mercados de capitales son poco desarrollados, o en donde no existe la posibilidad de comprar o vender rápidamente y a bajo costo los activos financieros. Si la moneda nacional se encuentra operando en un entorno inflacionario, entonces la tenencia de moneda extranjera se convierte, además, en una opción de inversión líquida deseable.

El objetivo de esta investigación es realizar estimaciones de las elasticidades de sustitución entre monedas, así como también de la composición de saldos nacionales y extranjeros que los agentes económicos mantienen dentro de su función de liquidez. La estimación se realiza en el marco de un modelo de costos de transacción con optimación intertemporal que incluye dinero dentro de la función de utilidad del consumidor. Los países seleccionados, con base en la disponibilidad de información, son Argentina, Bolivia, Chile, Ecuador, Perú y Uruguay.

En la sección I se desarrolla el modelo utilizado en la estimación; en la sección II se presentan los resultados que muestran elasticidades de sustitución similares para todo el conjunto de países seleccionados. Las estimaciones para la composición de la cartera de activos líquidos, es decir entre saldos reales nacionales y extranjeros, muestran también resultados similares. Al final se incluyen las conclusiones.

I. El modelo

Existen tres enfoques[7] para justificar la inclusión de saldos reales en la función de utilidad. Uno de estos enfoques es el denominado modelos de costo de transacción, que suponen que el dinero proporciona servicios de liquidez que facilitan el consumo y, por tanto, generan utilidad al consumidor, pues reducen los costos de transacción.

El modelo estimado incorpora al dinero dentro de la función de

[7] El primer enfoque es suponer que el dinero genera utilidad directa al consumidor (Sidrausky, 1967); el segundo enfoque sostiene que existen costos de transacción y las tenencias de dinero reducen estos costos de transacción (Baumol, 1952; Tobin, 1956; Clower, 1967; Kiyotaki y Wright, 1989); el tercer enfoque considera al dinero como cualquier otro activo que es usado para transferir recursos intertemporalmente (Samuelson, 1958).

utilidad del consumidor,[8] según el argumento planteado por el modelo de costos de transacción. La manera de incorporar los saldos reales en la función de utilidad es por medio de la función de servicios de liquidez (X_t) proporcionados por el dinero. La función descrita se expresa mediante una forma funcional tipo CES[9] que permite estimar conjuntamente *i*) la elasticidad de sustitución entre moneda nacional y extranjera (σ), que indica cómo los agentes sustituyen moneda nacional por extranjera, ante un cambio en el precio relativo de las dos monedas (es decir, el tipo de cambio nominal e_t), y *ii*) la composición de los saldos reales internos y foráneos (α y $1-\alpha$) dentro de la función de liquidez del consumidor (X_t):

$$X_t = \gamma\left[\alpha\left(\frac{m_t}{p_t}\right)^{-\rho} + \left((1-\alpha)\left(\frac{m_t^*}{p_t^*}\right)^{-\rho}\right)\right]^{-\frac{1}{\rho}}$$

con

$$1 < \alpha < 0; \quad -1 < \rho < \infty, \quad \rho \neq 0, \quad \gamma > 0, \quad \sigma = \frac{1}{1+\rho}$$

La forma funcional para la función de utilidad que se eligió, en razón de la ausencia de información respecto a series de consumo para algunos de los países seleccionados, fue la lineal separable entre consumo y servicios de liquidez ($U_t = c_t + X_t$).

El problema del consumidor es decidir cuánto consumir[10] (c_t), cuánto ahorrar, por medio de la tenencia de un bono extranjero (b_t^*), y cuál debe ser la composición de sus tenencias de saldos reales nacionales y extranjeros (m_t/p_t y m_t^*/p_t^*) de manera que maximice la sumatoria de las utilidades descontadas durante su periodo de vida.

El modelo plantea un problema estocástico de optimación intertemporal y se diferencia de los modelos de cartera en los que, en lugar de estimar directamente las demandas de dinero, éstos se derivan a partir de principios microeconómicos y permiten, con base en ecuaciones de Euler, estimar los parámetros "fundamentales" del pro-

[8] Holman (1998) hace un detallado estudio de los modelos que incluyen dinero en la función de utilidad, encontrando evidencia a favor de los servicios de liquidez del dinero para proporcionar utilidad al consumidor.

[9] *Constant Elasticity of Substitution.*

[10] La variable de consumo se refiere a un concepto agregado, lo cual incluye tanto a los bienes internos (c) como a los importados (c^*).

blema de optimación del consumidor. Bufman y Leiderman (1993) e Imrohoroglu (1994) presentan aplicaciones de este tipo de modelos para los casos de Canadá e Israel.

El problema *general* que se plantea el consumidor es:

$$\max E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t \left(c_t, \frac{m_t}{p_t}, \frac{m_t^*}{p_t^*} \right) \tag{1}$$

conforme a

$$c_t + \frac{m_t}{p_t} + \frac{m_t^*}{p_t^*} + b_t^* = y_t + \frac{m_{t-1}}{p_t} + \frac{m_{t-1}^*}{p_t^*} + (1 + r_{t-1}) b_{t-1}^* \tag{1'}$$

para simplificar la notación se hace:

$$\frac{m_t}{p_t} = h_t \text{ y } \frac{m_t^*}{p_t^*} = h_t^*$$

en las que β = el factor de descuento intertemporal subjetivo e indica el grado de impaciencia por consumir; E_t = operador de expectativas en el momento t; r_t = rendimiento real del bono b_t^*, libre de riesgo, y Y_t = dotación de ingresos del consumidor en cada periodo (variable exógena).

Las condiciones de primer orden generales que maximizan la utilidad del consumidor son:

$$\frac{\partial U_t}{\partial m_t} = 0 \qquad \beta E_t \left[U_{c(t+1)} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] + U_{h(t)} = U_{c(t)} \tag{2}$$

$$\frac{\partial U_t}{\partial m_t^*} = 0 \qquad \beta E_t \left[U_{c(t+1)} \frac{P_t^*}{P_{t+1}^*} \right] + U_{h(t)}^* = U_{c(t)} \tag{3}$$

$$\frac{\partial U_t}{\partial b_t^*} = 0 \qquad \beta (1 + r_t) E_t [U_{c(t+1)}] = U_{c(t)} \tag{4}$$

La ecuación (2) indica que el consumidor estará indiferente en el margen cuando la utilidad marginal de una unidad de consumo en el periodo $t(U_{c(t)})$ es igual a la utilidad marginal descontada del con-

sumo en $t+1$, más la utilidad marginal (reducción en los costos de transacción) que genera la tenencia de saldos reales nacionales ($U_{h(t)}$). La ecuación (3) tiene una interpretación similar a (2), pero para las tenencias de moneda extranjera. La ecuación (4) indica que la utilidad marginal del consumo en $t(U_{c(t)})$ es igual a la utilidad marginal del consumo esperada en $t+1$, que se obtendría si se decide invertir en un bono en el periodo t.

Para la estimación econométrica del modelo y para calcular los parámetros de interés se deben utilizar las formas funcionales antes mencionadas. Entonces el problema específico por resolver es el siguiente:

$$\max \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t \left\{ c_t + \gamma \left[\alpha \left(\frac{m_t}{p_t} \right)^{-\rho} + \left((1-\alpha) \left(\frac{m_t^*}{p_t^*} \right)^{-\rho} \right) \right]^{-\frac{1}{\rho}} \right\} \tag{5}$$

conforme a

$$c_t + \frac{m_t}{p_t} + \frac{m_t^*}{p_t^*} + b_t^* = y_t + \frac{m_{t-1}}{p_t} + \frac{m_{t-1}^*}{p_t^*} + (1 + r_{t-1}) b_{t-1}^* \tag{6}$$

Una vez que se despeja c_t en la ecuación (6) se reemplaza en (5) y así se pueden derivar las ecuaciones de Euler que nos permitirán estimar los parámetros de interés.

$$\beta(1 + r_t) = 1 \tag{7}$$

$$\gamma\alpha \left[\alpha \left(\frac{m_t}{p_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{m_t^*}{p_t^*} \right)^{-\rho} \right]^{-\frac{1}{\rho}-1} \left(\frac{m_t}{p_t} \right)^{-\rho-1} + \beta E_t \left(\frac{p_t}{p_{t+1}} \right) = 1 \tag{8}$$

$$\gamma(1-\alpha) \left[\alpha \left(\frac{m_t}{p_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{m_t^*}{p_t^*} \right)^{-\rho} \right]^{-\frac{1}{\rho}-1} \left(\frac{m_t^*}{p_t^*} \right)^{-\rho-1} + \beta E_t \frac{p_t^*}{p_{t+1}^*} = 1 \tag{9}$$

Para realizar la estimación econométrica de las ecuaciones (7)-(9) es necesario contar con un término de error estocástico (ε_i), que resulta de igualar cada ecuación del sistema a ese término de error.

Luego de efectuar transformaciones algebraicas[11] en (8) y (9) y usando el concepto de paridad de poder de compra en la ecuación (9), es decir el tipo de cambio nominal es la relación entre dos precios $e_t = p_t / p_t^*$, las ecuaciones que se estiman finalmente son las siguientes:

$$\beta(1+r_t)-1=\varepsilon_1 \tag{10}$$

$$\gamma\alpha\left[\alpha\left(\frac{\frac{m_t}{p_t}}{\frac{m_t^*}{p_t^*}}\right)^{-\rho}+(1-\alpha)\right]^{-\frac{1}{\rho}-1}\left(\frac{\frac{m_t}{p_t}}{\frac{m_t^*}{p_t^*}}\right)^{-\rho-1}+\beta\left(\frac{p_t}{p_{t+1}}\right)-1=\varepsilon_2 \tag{11}$$

$$\alpha\left[1-\beta\left(\frac{p_t}{p_{t+1}}\right)\left(\frac{e_{t+1}}{e_t}\right)\right]\left(\frac{\frac{m_t}{p_t}}{\frac{m_t^*}{p_t^*}}\right)^{-\rho-1}-(1-\alpha)\left[1-\beta\left(\frac{p_t}{p_{t+1}}\right)\right]=\varepsilon_3 \tag{12}$$

Por tanto, los parámetros de interés que surgen al estimar el sistema de ecuaciones Euler (10)-(12) son: β, α, γ, ρ.

II. Datos utilizados y técnica econométrica

La fuente de la información utilizada son las estadísticas mensuales del Fondo Monetario Internacional[12] y publicaciones de los bancos centrales de los países seleccionados. El periodo de estimación comprende, dependiendo de la disponibilidad de información del país, desde 1981 hasta 1998. Las variables de saldos reales nacionales (m_t / p_t) se elaboraron utilizando la definición de medio circulante $M1$[13] corregido por el índice de precios al consumidor (p_t). Los saldos reales de moneda extranjera (m_t^* / p_t^*) se obtienen —dadas las limita-

[11] La ecuación (11) se obtiene multiplicando y dividiendo la (8) por el término (mt^* / pt^*). La ecuación (12) surge de pasar los segundos términos del lado izquierdo de las ecuaciones (8) y (9) hacia el derecho y luego dividir la ecuación (8) en (9).

[12] IFS CD-ROM, diciembre de 1998.

[13] El $M1$ está compuesto por los billetes y monedas en circulación más los depósitos monetarios.

ciones de información respecto a billetes y monedas extranjeras en circulación, depósitos *off shore* y depósitos en el exterior— a partir de la información de depósitos en moneda extranjera mantenidos por los residentes en el sistema financiero nacional. Las series son deflacionadas por el índice de precios al consumidor de los Estados Unidos (p_t^*).

Para modelar el problema de maximización de la utilidad de un agente representativo, las variables de saldos reales están expresadas en términos *per capita*. La variable de tipo de cambio nominal (e_t) corresponde al tipo de cambio promedio mensual de la cotización en el mercado de cambios. La tasa de interés utilizada para el bono extranjero (b_t^*) corresponde a la tasa de interés de tres meses de los bonos del tesoro de los Estados Unidos, la cual se considera como una inversión de cero riesgo.

El método utilizado para la estimación econométrica es el método generalizado de momentos[14] (MGM), que permite hacer estimaciones no lineales mediante el uso de variables instrumentales y, por tanto, es apropiado para estimar el sistema no lineal de ecuaciones de Euler o condiciones de ortogonalidad. El proceso del método generalizado de momentos consiste en estimar un vector de parámetros desconocidos ($\hat{\beta}$) por medio de la minimización de la "condición de ortogonalidad" respecto al vector $\hat{\beta}$. Las condiciones para asegurar que el vector de parámetros estimados por medio del MGM con variables instrumentales sea congruente, asintóticamente normal y eficiente son dos: *i*) el conjunto de variables utilizadas como instrumentos deben ser estacionarias, y *ii*) estacionariedad de las variables que conforman las ecuaciones de Euler por estimar (Hansen, 1982). Los resultados de las pruebas de raíz unitaria,[15] mediante la prueba de aumentado de Dickey-Fuller y Phillip-Perron para el conjunto de países, presentan evidencia de no estacionariedad en las variables de saldos reales relativos $(m_t/p_t)/(m_t^*/p_t^*)$ en Argentina, Chile, Perú y Ecuador, y en la tasa de interés real del bono (r_t). Para el resto de variables, p_t/p_{t+1}, e_{t+1}/e_t, se rechazó la hipótesis nula de raíz unitaria.

[14] Pérez (1998) presenta una descripción del método MGM y mediante simulaciones de Montecarlo analiza las propiedades de los estimadores cuando las muestras son pequeñas. Véase un tratamiento econométrico del método MGM en Jonhston y Dinardo (1997).

[15] Los resultados de las pruebas están disponibles previa solicitud al autor.

El conjunto de variables instrumentales utilizado corresponde a las variables rezagadas un periodo, que conforman el sistema de ecuaciones de Euler por estimar, es decir,

$$\left(\frac{\dfrac{m_{t-1}}{p_{t-1}}}{\dfrac{m^*_{t-1}}{p^*_{t-1}}}\right), \left(\frac{p_{t-1}}{p_t}\right), \frac{e_t}{e_{t-1}}, \text{ y } (1+r_{t-1}).$$

III. RESULTADOS ENCONTRADOS

La estimación de los parámetros del sistema de ecuaciones de Euler (ecuaciones 8-10) se muestra en el cuadro 1. Cabe indicar que para Argentina y Bolivia los periodos de estimación utilizados son posteriores a los periodos hiperinflacionarios. Para el caso de Perú, el periodo muestral incluye los de hiperinflación (1988-1990).

CUADRO 1. *Estimaciones MGM de las ecuaciones de Euler*[a]

	Argentina	*Uruguay*	*Chile*	*Perú*	*Bolivia*	*Ecuador*
Periodo	1991-1998	1982-1998	1982-1998	1982-1998	1986-1998	1986-1998
Observaciones	91	200	199	200	140	152
β	0.832	0.835	0.813	0.995	0.857	0.839
	0.0138	*0.0369*	*0.0026*	*0.0114*	*0.0079*	*0.0280*
ρ	1.047	1.080	0.618	1.467	1.109	1.001
	0.0051	*0.0180*	*0.0088*	*0.1795*	*0.0075*	*0.0123*
α	0.52	0.57	0.94	0.91	0.50	0.52
	0.0017	*0.0153*	*0.0034*	*0.0548*	*0.0012*	*0.0075*
$1-\alpha$	0.48	0.43	0.06	0.09	0.50	0.48
γ	0.343	0.379	0.214	0.113	0.295	0.346
	0.0273	*0.0720*	*0.0031*	*0.0316*	*0.0156*	*0.0551*
σ	0.49	0.48	0.62	0.41	0.47	0.50
C(1) *test* $\alpha=1$	5.92	10.77	−9.77	2.92	24.84	10.43
J(11) *test*	16.81	30.67	16.81	28.15	16.96	22.61

[a] En cursivas se presenta la desviación estándar. El crítico de χ^2 con uno y once grados de libertad para un nivel de significación de 5% es 3.841 y 19.675. El crítico de χ^2 con un grado de libertad para un nivel de significación de 10% es 2.706.

Para juzgar la magnitud de la sustitución de moneda en los países analizados, en función de los parámetros estimados, se debe considerar la elasticidad de sustitución entre monedas (σ) y la composición de saldos reales nacionales y extranjeros ($1-\alpha$).

Las estimaciones muestran, en general, que con excepción de Chile y Perú, todos los países tienen una composición de la demanda de saldos reales nacionales (α) y extranjeros ($1-\alpha$) similares, de alrededor de 50%. En términos del tipo de modelo estimado este resultado sugiere a primera vista que ambas monedas generan utilidad al consumidor, pues reducen los costos de transacción mediante la cartera de activos líquidos. En Chile y Perú, por lo contrario, se observa una baja importancia de la moneda extranjera; la participación de la moneda extranjera es de 6 y 9% respectivamente.

Las elasticidades de sustitución entre monedas (σ) muestran en todos los casos valores menores a uno que indican cierta inelasticidad de los saldos reales relativos nacionales ($m_t/p_t/m_t^*/p_t^*$) ante cambios en su precio (p_t/p_t^*). El rango de las elasticidades estimadas se encuentra entre 0.41 y 0.62.[16] Estos resultados podrían estar relacionados con la estabilidad de la demanda por dinero nacional: una alta elasticidad de sustitución entre monedas podría producir demandas de dinero inestables, por medio de recomposiciones súbitas de los saldos de dinero nacional y extranjero. En otras palabras, la sensibilidad de la demanda de dinero aumenta ante mayores expectativas de devaluación o de inflación, lo cual puede reflejarse mediante una alta elasticidad de sustitución de monedas. Sin embargo, la evidencia empírica respecto a la estabilidad de la demanda de dinero en algunos países latinoamericanos, como Argentina, Ecuador, Perú y Chile, muestra, para distintos periodos, la existencia de demandas de dinero nacional estables,[17] lo cual sugiere, en principio, que la elasticidad de sustitución entre monedas no sería lo suficientemente alta como para afectar la estabilidad de los saldos reales nacionales en estos países.

[16] Imrohoroglu (1994) encuentra para Canadá una elasticidad de sustitución de monedas de 0.30. Bufman y Leiderman (1993) estiman para Israel un rango de elasticidades comprendido entre 2.7 y 3.8.

[17] Véase el caso de Argentina en Ahumada (1992) y Choudry (1995); el de Perú en Quispe (1998); el de Ecuador en Nazmi (1998), Baquero, Lafuente y Valle (1998); el de Chile en Herrera y Vergara (1992).

La magnitud de las elasticidades de sustitución de monedas encontradas, junto con la evidencia de demandas de dinero estables para los países latinoamericanos, sugiere que las naciones seleccionadas se caracterizarían más bien por fenómenos de sustitución de activos, en lugar de sustitución de monedas: Baliño, Bennett y Borensztein (1997) sostienen que la sustitución de activos, a diferencia de la sustitución de monedas, no tiene que afectar forzosamente la demanda de dinero nacional, lo cual es congruente con los resultados encontrados en las demandas de dinero estables y en las elasticidades de sustitución entre monedas relativamente bajas, además de la presencia de elevada dolarización en los países latinoamericanos.

Para verificar la importancia que la moneda extranjera tiene en la función de liquidez (X_t) se examinó la hipótesis nula H_0: $\alpha = 1$ por medio del *C-test*,[18] adecuado para efectuar pruebas de hipótesis al vector de parámetros estimados mediante formas funcionales no lineales. Los resultados de la prueba rechazaron la hipótesis nula para Argentina, Ecuador, Uruguay y Bolivia, confirmando la importancia de los saldos reales extranjeros en la función de utilidad del consumidor. No se pudo rechazar la hipótesis nula para el caso de Chile y Perú, lo que es un resultado congruente con los reducidos valores de las estimaciones de las participaciones de los saldos en moneda extranjera.

El sistema de tres ecuaciones de Euler se estimó por medio de un vector de cinco variables instrumentales, lo que implica estimar un total de 15 condiciones de ortogonalidad, valor superior al número de parámetros estimados (cuatro), por lo que el sistema puede estar sobreidentificado. Es decir, algunas de las condiciones de ortogonalidad "sobrantes" no serían satisfechas, por lo que habría indicios de error en la especificación del modelo, en la medición de alguna variable o en el conjunto de variables instrumentales utilizadas (Holman, 1998, y Eichenbaum, Hansen, Singleton, 1988). Para examinar la sobreidentificación del sistema estimado se efectuó el denominado *J-test*,[19] según la hipótesis nula de que las condiciones de ortogonali-

[18] Véase el apéndice C de Eichenbaum, Hansen y Singleton (1988). El estadístico se obtiene calculando la diferencia entre el valor minimizado de la función objetivo (las condiciones de ortogonalidad) en el modelo restringido ($\alpha = 1$) y no restringido. El estadístico se distribuye como una χ^2 con un número de grados de libertad igual al número de restricciones evaluadas.

[19] Véase Johnston y Dinardo (1997).

dad "sobrantes" se cumplen. Los resultados obtenidos presentan resultados mixtos: para un nivel de significación de 5%, en Argentina, Uruguay y Bolivia no se pudo rechazar la hipótesis nula. Para el resto de los países ésta fue rechazada.

Por último los valores estimados para el factor subjetivo de descuento (β), que capturan la impaciencia por consumir, muestran, con excepción de Perú ($\beta = 0.995$), valores un poco superiores a 0.8. Estos resultados no están en línea con la evidencia empírica presentada en otras investigaciones que indican que el valor de β es cercano a uno o ligeramente mayor que uno;[20] sin embargo estos resultados surgen de estudios hechos para países desarrollados. Los valores encontrados para la América Latina (países en desarrollo) indican que estos últimos se caracterizarían por una mayor impaciencia en el consumo, en comparación con los países más desarrollados.

Conclusiones

Varios países latinoamericanos muestran elevada dolarización en los depósitos en sus sistemas bancarios; a pesar de que en varios de ellos se han ejecutado exitosos programas de estabilización, la dolarización no se ha reducido. En esta investigación se cuantificó el grado de sustitución entre moneda nacional y extranjera, como complemento a los indicadores tradicionalmente utilizados para medir la dolarización de una economía (depósitos en moneda extranjera respecto al agregado monetario amplio $M2$). La estimación de las elasticidades de sustitución entre monedas se realizó mediante un modelo de costo de transacción de optimación intertemporal que incluye dinero dentro de la función de utilidad del consumidor. El método econométrico utilizado fue el MGM, que permite realizar estimaciones no lineales mediante el uso de variables instrumentales, por tanto, apropiado para estimar el sistema no lineal de ecuaciones de Euler o condiciones de ortogonalidad.

Los resultados encontrados muestran, en general, que con excepción de Chile y Perú, todos los países tienen una composición de las demandas de saldos reales nacionales y extranjeros similares, de alrededor de 50%. Este resultado sugiere a primera vista que ambas

[20] Holman (1998), nota de pie de página 19.

monedas generan utilidad al consumidor al reducir los costos transaccionales mediante la cartera de activos líquidos. En Chile y Perú, por lo contrario, se observa una escasa importancia de la moneda extranjera; la participación de la moneda extranjera es de 6 y 9%, respectivamente.

Las elasticidades de sustitución entre monedas (σ) muestran en todos los casos valores menores a uno que indican cierta inflexibilidad de los saldos reales relativos ante cambios en su precio. Estos resultados podrían estar relacionados con la estabilidad de la demanda interna por dinero: una alta elasticidad de sustitución entre monedas podría producir demandas de dinero inestables. Sin embargo, la evidencia empírica respecto a la estabilidad de la demanda de dinero en algunos países latinoamericanos, como Argentina, Ecuador, Chile y Perú, muestra, para distintos periodos, la existencia de demandas de dinero nacional estables, lo cual sugiere, en principio, que la elasticidad de sustitución entre monedas no sería lo suficientemente alta como para afectar la estabilidad de los saldos reales nacionales en estos países.

Según el argumento propuesto por Baliño, Bennett y Borensztein (1997), la magnitud de las elasticidades de sustitución de monedas junto con la evidencia de demandas de dinero estables y elevada dolarización en los países latinoamericanos sugieren que los países analizados se caracterizarían por fenómenos de sustitución de activos, en lugar de sustitución de monedas. Este resultado estaría respaldando el uso de un sistema de tipo de cambio flexible, en lugar de un régimen de tipo de cambio fijo, apropiado para pensar en una política de ancla monetaria.

Septiembre de 1999

Referencias bibliográficas

Ahumada, H. (1992), "A Dynamic Model of the Demand for Currency: Argentina 1977-1988", *Journal of Policy Modelling* 14 (3).

Almansi, A. (1997), "Régimen cambiario y estabilidad monetaria", CEMA (comp.), *Convertibilidad: Fundamentación y funcionamiento*, Buenos Aires.

Baliño, Gil, Bennett y Borensztein (1997), "Monetary Policy in Dollarized Economies", *Occasional Papers* (171), Fondo Monetario Internacional.

Baquero, M., D. Lafuente y A. Valle (1998), "Estimaciones de demanda de los principales agregados monetarios en el Ecuador: enero 1992-junio 1998", *Notas Técnicas* núm. 52, Banco Central del Ecuador.

Bufman, Gil, y L. Leiderman (1993), "Currency Substitution under Nonexpected Utility: Some Empirical Evidence", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 25 (3), agosto, pp. 320-335.

Calvo, Guillermo (1996a), "A Model of Exchange Rate Determination under Currency Substitution and Rational Expectations", *Money, Exchange Rates and Output*, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.

—— (1996b), "From Currency Substitution to Dollarization and Beyond: Analytical and Policy Issues", *Money, Exchange Rates and Output*, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.

—— (1996c), "Currency Substitution and the Real Exchange Rate: The Utility Maximization Approach", *Money, Exchange Rates and Output*, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.

——, y C. Végh (1992), "Currency Substitution in Developing Countries: An Introduction", *Revista de Análisis Económico*, vol. 7, junio, pp. 29-72.

Cuddington, J. (1989), "Review of Currency Substitution: Theory and Evidence from Latin America", *Journal of International Money and Finance*, vol. 2, pp. 267-271.

Eichenbaum, Martin, Lars Hansen y Lee R. Kenneth Singleton (1988), "A Time Series of Representative Agent Models of Comsumption and Leisure Choise under Uncertainty", *Quarterly Journal of Economics* 103, febrero, páginas 51-78.

Girton, L, y D. Roper (1981), "Theory and Implications of Currency Substitution", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 13, julio, pp. 12-30.

Hansen, Lars P. (1982), "Large Sample Properties of Generalized Methods of Moments Estimators", *Econometrica* 40, julio, pp. 1029-1054.

Herrera, L., y R. Vergara (1992), "Estabilidad de la demanda de dinero, cointegración y política monetaria", *Cuadernos de Economía*, vol. 29, núm. 86, páginas 35-54.

Holman, Jill A. (1998), "GMM Estimation of a Money in the Utility Function Model: The Implications of Functional Forms", *Journal of Money Credit and Banking* 30, noviembre, pp. 679-698.

Imrohoroglu, Selahattin (1994), "GMM Estimates of Currency Substitution between the Canadian Dollar and the U.S. Dollar", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 26 (4), noviembre, pp. 792-807.

Johnston, J., y Dinardo (1997), *Econometric Methods*, 4a edición, McGraw Hill.

Kareken, J., y N. Wallace (1994), "On the Indeterminancy of Equilibrium Exchange Rates", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 96, pp. 207-222.

Márquez, J. (1987), "Money Demand in Open Economies: A Currency Substitution Model for Venezuela", *Journal of International Money and Finance*, vol. 6, pp. 167-178.

McKinnon, R. (1982), "Currency Substitution and Instability in the World Standard", *American Economic Review*, vol. 72, pp. 320-333.

Melvin, M. (1988), "The Dollarization of Latin America as a Market Enforced Monetary Reform: Evidence and Implications", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 36, pp. 543-558.

Miles, M. A. (1978), "Currency Substitution, Flexible Exchange Rates, and Monetary Independence", *American Economic Review*, vol. 68, pp. 428-436.

Nazmi, Nader (1998), "Modelos dinámicos de la demanda de dinero para el Ecuador", *Notas Técnicas*, núm. 50, Banco Central del Ecuador.

Ortiz, Guillermo (1983), "Currency Substitution in Mexico", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 15 (2), mayo, pp. 174-185.

Pérez, Wilson (1998), "Una aproximación al método generalizado de los momentos y sus limitaciones", *Notas Técnicas*, núm. 44, Banco Central del Ecuador.

Quispe, Zenón (1998), "Una aproximación a la demanda de los principales agregados monetarios en el Perú: junio 1991-mayo 1997", *Estudios Económicos*, Banco Central de Reserva del Perú, agosto, pp. 9-23.

Ramírez-Rojas, C. (1985), "Currency Substitution in Argentina, Mexico, and Uruguay", *IMF Staff Papers*, vol. 32 (2), mayo, pp. 629-667.

Rogers, John (1990), "Foreign Inflation Transmission under Flexible Exchange Rates and Currency Substitution", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 22 (2), mayo, pp. 195-208.

Rojas-Suárez, Liliana (1992), "Currency Substitution and Inflation in Peru", *Revista de Análisis Económico*, vol. 7, junio, pp. 29-72.

Savastano, Miguel A. (1992), "The Pattern of Currency Substitution in Latin America: An Overview", *Revista de Análisis Económico*, vol. 7, junio, páginas 29-72.